

Zur Intonation der Bejahung und Verneinung im Hochdeutschen

Ein Anwendungsbeispiel der statistischen Faktorenanalyse

Von Helmut Richter

1. Problemübersicht und Versuchsanordnung

Zu den aktuellen Zielen der phonetischen Intonationsforschung gehört die Bestimmung des auditiv-phänomenalen Aspekts ihres Gegenstandes. Wissenschaftliche Aussagen über funktionelle Einheiten eines Prosodem- oder Intonemsystems und über den physikalisch meßbaren Aspekt der Intonation gibt es in beträchtlicher Zahl.¹ Der Wert dieser Aussagen ist nicht zu bestreiten. Zumindest nach Überzeugung der Phonometrie klaffen jedoch zwischen den funktionell-systematischen und den physikalisch-metrischen Daten noch einige Lücken. Ihre angemessene Relationierung ist nur über Daten der auditiven Wahrnehmung möglich.² Dabei kann nicht ausgeschlossen werden, daß die Kategorien, in denen man bislang die intonationellen Wahrnehmungserlebnisse zu fixieren versucht, untaugliche Analogiebildungen aus der physikalischen Akustik oder aus der Musik darstellen; Verf. nimmt einen eigenen, auf das I. Rothenberger Kolloquium zurückgehenden Ansatz³ von diesem Zweifel nicht aus.

Die Problematik der angeblich auditiven Intonationskategorien wird empirisch sehr deutlich, wenn man die Schwierigkeiten betrachtet, einer bestimmten Änderung der Grundfrequenz in einem kurzen Ausschnitt des Sprachsignals ein Abhörurteil der Form „die Sprechmelodie steigt“ zuzuordnen. Die Situation kompliziert sich weiter, wenn man untersucht, ob zwischen Klassen von Abhörurteilen und von Signaländerungen ein Abbildungsverhältnis be-

¹ Vgl. z. B. Bethge (1), v. Essen (2), Isačenko und Schädlich (8) Maack (9, 10).

² Vgl. E. u. K. Zwirner (14).

³ Vgl. International Society of Phonetic Sciences (7) und Richter (13).

steht und wann es bei fehlender Übereinstimmung zwischen Signalparametern und Abhörurteilen wenigstens ein befriedigendes Maß inter- und intrasubjektiver Konsistenz gibt.

Der Verweis auf „musikalische“ Begabungsunterschiede bietet wenig Trost, denn das intonationale Regelsystem funktioniert in der alltäglichen Kommunikation auch zwischen musikalisch Unbegabten. Es liegt uns fern, das Abhören mit dem Hören gleichzusetzen. Wir wehren uns jedoch ebenso gegen eine Konzeption des Abhörens, die es auf ein Messen mit unvollkommenen Instrumenten reduzieren würde. Kaum beruhigend ist auch die Überlegung, daß die beschriebenen Schwierigkeiten für kurze Ausschnitte des Sprachsignals spezifisch sein könnten. Das Intonationsmuster eines Satzes ist unseres Erachtens kaum befriedigend darstellbar, wenn die Einheiten oder die interne Struktur des Musters nur in einer gewissen Näherung konzipiert werden können. Wenn das Steigen der wahrgenommenen Sprechmelodie konstituierend für ein universell anwendbares Intonationsmuster sein soll, muß es potentiell invariant gegen die Dauer des Signals sein und im Grenzfall auch eine einsilbige Äußerung erkennbar als Repräsentanten des Musters markieren.

Dabei halten wir es für wenig fruchtbar, eine Phänomenologie der Intonation von intentionalen Voreingenommenheiten freihalten zu wollen, also einem „reinen“ Tonhöherlebnis oder einer „reinen“ Zeitgestalt von Tonhöhen nachzujagen. Was man intentionale Voreingenommenheit des Abhörers nennen könnte, korrespondiert in hohem Maße mit der kommunikativen Intention des Sprechers, und diese ist als eines der wichtigsten Organisationsprinzipien der Intonationswahrnehmung anzusehen.

Der Terminus „Intonation“ wird nicht auf die Melodie beschränkt, sondern umfassend auf die Gesamtheit der suprasegmentellen lautsprachlichen Gliederungsmittel angewandt. Außerdem gehen wir von dem Axiom aus, daß zwischen den Signalisierungsprinzipien rationaler, expressiver oder appellhafter Gehalte kein Unterschied besteht.⁴ Es ist zu fordern, daß die Bedeutung intonationeller Formationen zur Bedeutung mit ihnen vergesellschafteter Wörter und Wortverbände in Beziehung gesetzt wird. Die Aufgabe des Abhörens sprachlicher Äußerungen auf intonationelle Sachverhalte bestimmen

⁴ In diesem Zusammenhang sei auf die interessanten Arbeiten Höffes (4, 5) verwiesen.

wir durch die Frage: „Was höre ich, wie das Gesagte supra-segmentell (in rational, expressiv oder appellhaft sinnvolle Formationen phänomenaler Dauer) gegliedert ist?“ Wir haben demgegenüber die Aufgabe des Abhörers im segmentellen Bereich (phonetische Transkription im üblichen Sinn) an anderer Stelle in der Frage zusammengefaßt: „Was höre ich, wie der Sprecher das Gesagte artikuliert hat?“ Die Frage des Hörers in alltäglicher Kommunikation wäre: „Was höre ich, das der Sprecher gesagt hat?“ Es ist deutlich, daß sich die etwas ungelenke Konstruktion der Fragen aus der Notwendigkeit ergibt, die kategorial-objekthafte Natur der Aussagen über qualitative Aspekte der in anderer Weise objekthaften Zeichen(korrelate) und Folgen davon zu unterstreichen. Die Fragen „Was höre ich?“ oder „Wie höre ich?“ sind günstigstenfalls mißverständlich. Man sieht außerdem, daß die Beantwortung der Frage des Hörers in beiden Fragen des Abhörers vorausgesetzt wird.

Die intonationale Transkription einer Äußerung gemäß vorgegebenen Kategorien ist eine andere Aufgabe als die Bestimmung solcher Kategorien. Ein Beitrag hierzu wird unter Umständen durch eine indirekte, keine auditive Beschreibung implizierende Methodik am besten gefördert.

Es wird über die ersten Resultate eines Experiments berichtet, in dem speziell Aufschlüsse über die auditive Kategorisierung kurzzeitiger Verlaufstypen der Grundfrequenz gewonnen werden sollten. Um die hypothetischen Bedeutungen der Intonationskategorien auf verbale Bedeutungen beziehen zu können, lag es nahe, sinnvolle einsilbige Wörter einer intonationellen Variation zu unterwerfen. Dazu mußte jedoch zwischen den Bedeutungen der intonationell variierten Wörter eine möglichst definierte und kontrastive Beziehung bestehen. Wir variierten daher die Wörter *ja* und *nein*, deren fundamentale semantische Gegensätzlichkeit gute Aussichten für die Relationsstiftung zwischen den Bedeutungen eröffnete.

Der Bedingtheit der Bedeutung durch den Kontext trägt die Anlage des Experiments zunächst dadurch Rechnung, daß die gewählten Wörter auch Sätze darstellen. Die Einbettung der einzelnen Sätze in einen Verband von Sätzen bzw. die Abhängigkeit ihrer Bedeutung von der umfassenden kommunikativen Situation aber wurde zum experimentellen Indikator der Funktion der verschieden intonierten Einwortsätze gemacht: Die Leistung, die von den Versuchspersonen

(Vpn) verlangt wurde, bestand eben in der Rekonstruktion einer „passenden“ kommunikativen Situation.

Das Versuchsmaterial wurde – nach einem Training, dessen Langwierigkeit und Peinlichkeit aufschlußreich für die Divergenzen zwischen funktionsorientierter Wahrnehmung und signalorientierter Produktion waren – vom Experimentator selbst erzeugt. Stimmregister und Lautstärke wurden weitestmöglich konstant gehalten. Systematische Variation erfuhren die Tonhöhenbewegung und die Dauer.

Aus den Elementen gleichbleibend (g), steigend (s) und fallend (f) wurden alle „Variationen ohne Wiederholung“ zu den Klassen 1 und 2 gebildet, also

g	s	f
sg	gs	gf
fg	fs	sf

Die zusätzliche Variation der Dauer erfolgte bei den Variationen zur Klasse 1 nach kurz (Kleinbuchstabe) und lang (Großbuchstabe), bei den Variationen zur Klasse 2 nach kurz–kurz, kurz–lang, lang–kurz, lang–lang.

Das vollständige Variationsschema hat dann für *ja* und *nein* die Form:

g		G		s		S		f		F	
sg	Sg	sG	SG	gs	Gs	gS	GS	gf	Gf	gF	GF
fg	Fg	fG	FG	fs	Fs	fS	FS	sf	Sf	sF	SF

Es ist festzuhalten, daß diese Ordnung der Versuchseinheiten korrekterweise nicht als signalakustische Charakteristik betrachtet werden darf. Es handelt sich vielmehr um eine Ordnung unter dem Gesichtspunkt der Produktion durch einen menschlichen Generator, dessen Leistungsfähigkeit bei der Erzeugung partieller Identität der Signale begrenzt war. Allerdings zeigt die Aufzeichnung der Intonationen über ein Pitchmeter, daß die intendierten Signaltypen als Typen nicht verfehlt worden sind. Auch haben Abhörexperimente am beschriebenen Testkorpus ergeben, daß der intendierte Dauertyp mit ziemlicher Sicherheit selbst von Probanden erfaßt wird, die beim Verlauf der Grundfrequenz kaum einen Treffer erzielen. Trotzdem muß damit gerechnet werden, daß Störvariablen eine Rolle spielen. (Eine genaue signalakustische Beschreibung der Intonationen und die Ergebnisse der erwähnten Abhörexperimente werden an anderer Stelle publiziert werden.)

Die insgesamt 60 Versuchseinheiten wurden in einer Zufallsfolge auf Tonband gesprochen, und zwar jede Intonation dreimal hintereinander; jede dieser Dreiergruppen wurde von einer laufenden Nummer eingeleitet. Es wurde im Gruppenversuch mit 10 Vpn gearbeitet, von denen 9 Studenten der Universität Köln, die zehnte ein Schauspieler waren. 1 Vp war weiblich, 9 waren männlich. Die Vpn erhielten folgende Instruktion:

Sie werden die Wörter *ja* und *nein* in verschiedener Intonation vorgespielt bekommen, immer dreimal hintereinander mit der gleichen. Stellen Sie sich bei jeder Intonation zwei Gesprächspartner A und B vor. A habe an B eine Alternativfrage gerichtet, die dieser mit dem jeweiligen *ja* oder *nein* beantwortet. Bitte rekonstruieren Sie die Frage von A, dazu die Reaktion von A auf das *ja* oder *nein*, mit dem B die Frage beantwortet.

In jeder Frage mußte mindestens ein Verb aus einer vorgegebenen und während des ganzen Versuches sichtbaren Liste vorkommen. Die jeweilige Dreiergruppe gleicher Intonationen wurde auf Wunsch beliebig oft wiederholt.

Nach Niederschrift der sechzigsten Frage und Reaktion wurde die Instruktion gegeben:

Wir lassen jetzt alle Intonationen noch einmal Revue passieren. Bitte lesen Sie Ihre zur jeweiligen Nummer gehörende Niederschrift durch und lassen Sie dabei die Intonation, wie Sie sie im Augenblick hören, in die Lücke zwischen Frage und Reaktion einrasten. Ihre Niederschrift und das Gehörte werden verschieden gut zusammenpassen. Bitte setzen Sie hinter Ihre Niederschrift:

- eine 1, wenn Intonation und rekonstruierte Situation gut zusammenpassen;
- eine 2, wenn Intonation und rekonstruierte Situation einigermaßen zusammenpassen;
- eine 3, wenn Intonation und rekonstruierte Situation schlecht zusammenpassen.

Sie müssen spontan reagieren, denn das Tonband wird zwischen den Nummern nicht angehalten.

Der Versuch wurde in zwei Sitzungen an aufeinanderfolgenden Tagen in einer Gesamtzeit von knapp drei Stunden durchgeführt.

Wir werden in diesem Aufsatz die Ergebnisse der Auswertung der Selbstbenotungen mitteilen. Ein Verständnis der speziellen Fragestellungen setzt die Kenntnis einer mathematischen Technik voraus. Diese wird im folgenden Abschnitt dargestellt.⁵

⁵ Wir folgen dabei im wesentlichen Haseloff und Hoffmann (3) und Hofstätter (6).

2. Mathematische Voraussetzungen

2.1 Korrelation

Bekanntlich ist es unter bestimmten mathematischen Bedingungen möglich, den statistischen Zusammenhang zweier Merkmalsvariablen X und Y mit Hilfe eines Korrelationskoeffizienten zu messen. Der Koeffizient r kann nicht größer als $+1$ und nicht kleiner als -1 werden. Die Grenzfälle $r = +1$ und $r = -1$ besagen, daß zwischen den Variablen eine funktionelle Abhängigkeit besteht derart, daß bei Zunahme von X um einen bestimmten Wert die Variable Y ebenfalls um einen bestimmten Wert zu- bzw. abnimmt; man kann den zu einem Wert x von X gehörenden Wert y der Variablen Y sicher vorhersagen.

Ist nun $|r| < |1|$ so ist man bei der Vorhersage eines zu x gehörenden y auf eine Schätzung angewiesen. Immerhin läßt sich der Fehler solcher Schätzungen minimal klein halten. Dabei gehört zu den Bestimmungsstücken der sogenannten Regressionsgleichung, die auf diese Minimum-Bedingung abstellt, der Korrelationskoeffizient r : es hängt u. a. von r ab, welches y am ehesten zu einem bestimmten x vorhergesagt werden darf. Der absolute Betrag des Korrelationskoeffizienten bzw. dessen Quadrat hat dabei eine ganz konkrete Bedeutung. Bestimmt man ein Maß für die Unsicherheit oder den Fehler der Schätzung in Form einer Streuung s'_y der faktischen Werte von y um die Lösungen der Regressionsgleichung bei gegebenem x , so ergibt sich

$$s'_y = s_y \sqrt{1 - r^2} \quad (1)$$

worin s_y die Streuung der (faktischen) Werte von y um ihren eigenen Mittelwert ist. Die Unsicherheit der Schätzungen wird nach Formel (1) gleich 0, wenn der Korrelationskoeffizient $+1$ oder -1 ist, was nach dem oben Gesagten erwartet werden mußte. Wenn dagegen $r = 0$ ist, wird $s'_y = s_y$. Dies ist für das Verständnis von r wichtig. 0 ist der kleinstmögliche (absolute) Wert des Koeffizienten, s_y der größtmögliche Wert des Schätzfehlers. $r = 0$ steht für eine völlige Unabhängigkeit der Variablen X und Y voneinander. (Die Regressionsgleichung ergibt in diesem Fall als optimale Schätzung bei allen x den Mittelwert von y als Lösung.) Der statistische Zusammenhang wird also in einer Reduzierung der Unsicherheit der Schätzung auf

das $\sqrt{1-r^2}$ -fache des Maximums s_y greifbar. Das relative Ausmaß R der Reduzierung ist offenbar.

$$R = \frac{s_y - s'_y}{s_y}$$

woraus durch Einsetzung entsprechend (1) und Umformung

$$R = 1 - \sqrt{1-r^2} \quad (2.1)$$

$$\text{oder in Prozent:} \quad R\% = 100 - 100 \sqrt{1-r^2} \quad (2.2)$$

wird.

Die Formeln (2) erhält man auch, wenn man die Unsicherheit der Schätzungen von x auf Grund von y betrachtet, denn analog (1) ist

$$s'_x = s_x \sqrt{1-r^2}.$$

Ein Korrelationskoeffizient von 0 bedeutet nach (2.2) eine Reduzierung des Schätzfehlers um 0 Prozent; ist $r = \pm 0,20$, so beträgt die Reduktion gegenüber der statistischen Unabhängigkeit etwa 2 Prozent, bei $r = \pm 0,50$ erst gut 13 Prozent, bei $r = \pm 0,80$ genau 40 Prozent, bei $r = \pm 1$ erwartungsgemäß 100 Prozent.

Eine Umformung von (1) nach r^2 ergibt:

$$r^2 = \frac{s_y^2 - s'^2_y}{s_y^2} \quad (3)$$

Man kann also auch sagen: Das Quadrat des Korrelationskoeffizienten mißt das relative Ausmaß, in dem die Varianz der Schätzungen (das Quadrat des Schätzfehlers) reduziert wird.

2.2 Faktorenanalyse

Wenn von funktionellem Zusammenhang die Rede ist, liegt es nahe, an ein einsinnig gerichtetes Ursache-Wirkungs-Verhältnis zu denken. Eine solche Deutung ist jedoch keineswegs zwingend – nicht für Funktionen und auch nicht für Korrelationen. Mathematisches Beschreibungsmodell und faktenbezogene Interpretation müssen auseinandergehalten werden. Dies gilt nicht bloß hinsichtlich der Frage, ob man überhaupt einen Kausalmechanismus ansetzen darf, sondern auch hinsichtlich der Richtung und der Unmittelbarkeit des unterstellten Geschehenszusammenhangs. Es kann im Einzelfall durchaus gerechtfertigt sein, eine Korrelation zwischen zwei Variablen X und Y so zu erklären, daß X als Ursache Y bewirkt. Ebenso gut aber können sich X und Y gegenseitig bedingen oder aber von einem

oder mehreren Dritten bedingt oder verursacht werden. Für den letztbezeichneten Fall ist die Faktorenanalyse zuständig.

Man veranschaulicht sich ihren Anwendungsbereich am besten an Hand der Genetik: Die korrelierenden Variablen X und Y mögen zwei erbliche somatische Merkmale sein. Es ist offenkundig sinnlos, das eine Merkmal für die Ursache des anderen zu erklären. Vielmehr ist die Kovariation der Merkmale darauf zurückzuführen, daß beide gemeinsam der Wirkung eines oder mehrerer Gene oder Erbfaktoren unterliegen.

Es gibt verschiedene mathematische Verfahren, mit deren Hilfe aus der Größe empirischer Korrelationen auf die Zahl der zugrunde liegenden Faktoren und darüber hinaus auf die Stärke ihres Einflusses auf die verschiedenen Variablen geschlossen werden kann. Diese Verfahren werden als Faktorenanalysen bezeichnet. Wir benutzen die am weitesten verbreitete Faktorenanalyse von Thurstone. Es versteht sich, daß der mathematische Formalismus wiederum auf die verschiedensten empirischen Sachverhalte und Determinationszusammenhänge angewandt werden kann; ein Faktor kann ebensogut als Radikal eines abstrakten Deskriptionssystems zu interpretieren sein wie als psychologische Determinante von Leistungen oder gegebenenfalls vielleicht sogar als „echtes“ Gen.

Wir bezeichnen die Stärke des Einflusses, den ein an i-ter Stelle extrahierter, X und Y gemeinsamer Faktor auf die Variable X ausübt, mit $a_i^{(x)}$, den Einfluß des gleichen Faktors auf die Variable Y mit

$a_i^{(y)}$. $a_i^{(x)}$ heißt Gewichtszahl des i-ten Faktors in der

Variable X. Unter den Voraussetzungen, daß die Faktoren den betrachteten Sachverhalt bestimmen, indem sie sich im Verhältnis ihrer Gewichtszahlen addieren, sowie daß die Summe der Gewichtszahlenquadrate sämtlicher Faktoren in den einzelnen Variablen einen Maximalwert 1, entsprechend 100 Prozent der gesamten Variabilität in der jeweiligen Variable, hat:

$$\sum_{i=1}^t \left[a_i^{(x)} \right]^2 = 1 \quad (4.1)$$

$$\sum_{i=1}^t \left[a_i^{(y)} \right]^2 = 1 \quad (4.2)$$

läßt sich zeigen, daß die Korrelation zwischen X und Y gleich der Summe der Gewichtsahlenprodukte aller X und Y gemeinsamen Faktoren ist:

$$r_{xy} = \sum_{i=1}^m a_i^{(x)} \cdot a_i^{(y)} \quad (5.1)$$

Ausführlich geschrieben:

$$r_{xy} = a_1^{(x)} \cdot a_1^{(y)} + a_2^{(x)} \cdot a_2^{(y)} + \dots + a_m^{(x)} \cdot a_m^{(y)}$$

Entsprechend gilt für eine Korrelation zwischen zwei Variablen X und Z:

$$r_{xz} = \sum_{i=1}^m a_i^{(x)} \cdot a_i^{(z)} \quad (5.2)$$

Nun ist das Vorliegen einer einzigen Korrelation r_{xy} nicht ausreichend, um Anzahl und Gewicht der den beiden Variablen gemeinsamen Faktoren zu bestimmen. Die Zahl der extrahierbaren Faktoren hängt in systematischer Weise von der Zahl der Variablen ab, von denen jede einzelne mit jeder anderen korreliert wurde. Bezeichnet k die Zahl der miteinander korrelierten Variablen und n die Zahl der extrahierbaren Faktoren, so gilt

$$n = \frac{1}{2} (2k + 1 - \sqrt{8k + 1}) \quad (6)$$

(Ergibt die Rechnung einen Bruch, ist als Lösung die nächstniedrige ganze Zahl anzusehen.)

Um auch nur einen gemeinsamen Faktor extrahieren zu können, benötigt man nach Formel (6) mindestens drei Variablen, etwa X, Y und Z mit den Korrelationskoeffizienten r_{xy} , r_{xz} und r_{yz} .

Hier muß dem nicht ganz seltenen Mißverständnis entgegengetreten werden, aus einer Faktorenanalyse bekäme man immer nur heraus, was man hineinstecke. Das Vorliegen einer ausreichenden Zahl von Variablen bzw. Korrelationskoeffizienten ist eine notwendige, aber keine hinreichende Bedingung dafür, daß de facto eine bestimmte Zahl $m \leq n$ von Faktoren ermittelt wird. Eine ebenso notwendige Bedingung dafür ist die spezifische Organisation der vorliegenden Daten, die faktoriell beschrieben werden soll. Es ist alles andere als nichtssagend, wenn für die Variabilität einiger oder aller von $k = 10$ Variablen mit 45 verschiedenen Korrelationskoeffizienten, aus denen sich eine Höchstzahl von $n = 6$ Faktoren errechnen ließe, bereits $m = 3$ Faktoren zu einem angebbaren hohen Prozentsatz aufkommen.

Damit ist bereits das Kriterium angedeutet, das zur Bestimmung der Zahl m beteiligter Faktoren (vorausgesetzt, daß $n \geq m$) dient. Sind die Gewichtszahlen irgendeiner Anzahl j von Faktoren für die Variablen X und Y bekannt, ist zu überprüfen, ob die Gleichung (5.1) erfüllt ist. Ist die Summe der j Gewichtszahlenprodukte tatsächlich gleich der Korrelation, dann ist $m = j$, d. h. die Zahl der zur Erklärung der Korrelation zwischen X und Y benötigten Faktoren beträgt j .

Besonders aufschlußreich ist es, die Anwendung dieser Probe auf den Spezialfall der Korrelation von X oder Y mit sich selbst zu durchdenken. Dafür wäre zu bilden:

$$a_1^{(x)} \cdot a_1^{(x)} + a_2^{(x)} \cdot a_2^{(x)} + \dots + a_j^{(x)} \cdot a_j^{(x)} = \sum_{i=1}^j \left[a_i^{(x)} \right]^2$$

Die rechte Seite dieses Ausdrucks ist unter der Bedingung, daß $j = t$, für die Korrelation r_{xx} von X mit sich selbst gleich der linken Seite von Gleichung (4.1), deren numerischer Wert 1 sein soll. Der Wert 1 bedeutet zunächst die Gesamtheit der Variabilität in der betreffenden Variable, außerdem aber nach Deutung von (4.1) durch (5.1) eine perfekte Korrelation. Wenn wir die Bedeutung von gemeinsamer Faktor streng auf die Korrelation r_{xx} anwenden, dann schließt er zwangsläufig Faktoren ein, die für die Variable X spezifisch sind; X kann Faktoren mit sich selbst gemeinsam haben, die es mit anderen Variablen gerade nicht gemeinsam hat. Man entnimmt diesen Überlegungen, daß die Erhebung der für Korrelationen mit anderen Variablen verantwortlichen Faktoren nicht zwangsläufig die gesamte Determination einer Variablen aufklärt, wobei aber in den Gleichungen des Typs (4) ein Kriterium dafür zur Verfügung steht, in welchem Ausmaß das der Fall ist. Die Größen der Form

$$c_x^{(j)} = \sum_{i=1}^j \left[a_i^{(x)} \right]^2 \quad (7)$$

gehören damit zu den wichtigsten Ergebnissen einer Faktorenanalyse. Sie messen, mit 100 multipliziert, denjenigen Prozentsatz der Gesamtvariabilität einer einzelnen Variable, der durch die j mit anderen Variablen gemeinsamen Faktoren bestritten wird. Die Größe wird als *Gemeinsamkeit* bezeichnet. Ihre Bedeutung erschöpft sich nicht in der abschließenden Beurteilung von $j = m$ Faktoren; es lohnt sich stets, j und c in ihrem Wachstum zu verfolgen, also die Gewichtszah-

lenquadrate nach jeder Extraktion eines neue Faktors weiter zu kumulieren und die Variablen X, Y, ... unter dem Gesichtspunkt der jeweils (bereits) erreichten Gemeinsamkeit zu vergleichen.

Die Bestimmung der Gewichtszahlen ist zwar langwierig, aber ziemlich einfach. Man habe für die k Variablen eine Tabelle mit k Spalten und k Zeilen eingerichtet. Über den Spalten und vor den Zeilen stehen in gleicher Reihenfolge die Bezeichnungen der Variablen, also z. B. X, Y, ... In die Binnenfelder der Tabelle sind entsprechend den Randbeschriftungen die Korrelationskoeffizienten eingetragen, die jede der k Variablen mit jeder der (k - 1) übrigen Variablen bildet, also für 10 Variablen zunächst 10·9, das sind zweimal die 45 verschiedenen Koeffizienten: in die „Kreuzung“ von Spalte X mit Zeile Y gehört der gleiche Koeffizient wie in die Kreuzung von Spalte Y mit Zeile X. In den k dabei leergebliebenen, diagonal angeordneten Feldern der Kreuzung gleichnamiger Zeilen und Spalten stehen Schätzungen der empirischen Korrelation der jeweiligen Variable mit sich selbst. Aus der so erhaltenen Korrelationsmatrix können die k Gewichtszahlen des ersten Faktors berechnet werden, nachdem alle negativen oder zu kleinen Summen der jeweils k Korrelationen in einer Spalte oder Zeile durch Reflexion – Vorzeichenumkehr in der betreffenden Spalte und Zeile – auf einen nicht zu kleinen positiven Wert gebracht worden sind. Es gelten die einfachen Beziehungen:

$$a_1^{(x)} = \frac{\text{Summe der k Korrelationen in Spalte X}}{\sqrt{\text{Summe aller k}^2 \text{ Korrelationen der Matrix}}} \quad (8.1)$$

$$a_1^{(y)} = \frac{\text{Summe der k Korrelationen in Spalte Y}}{\sqrt{\text{Summe aller k}^2 \text{ Korrelationen der Matrix}}} \quad (8.2)$$

usw.

Wenn eine Variable reflektiert werden mußte, erhält ihre Gewichtszahl ein negatives Vorzeichen.

Ergibt die Prüfung, ob alle Gleichungen (5) durch die Gewichtszahlen der jeweils korrelierten Variablen erfüllt sind, einen von r abweichenden Wert, so werden die nach Abzug der Gewichtszahlenprodukte verbleibenden Restkorrelationen der gleichen Prozedur unterworfen wie die Ausgangskorrelationen. Nach Ermittlung der Gewichtszahlen des zweiten Faktors wird der Test an den Gleichungen (5) wiederholt. Bei erfolgloser Prüfung wird aus den diesmal verbliebenen Restkorrelationen ein dritter Faktor extrahiert usw.

3. Spezielle Fragestellungen

Die hauptsächlichliche Auswertung des unter 1 beschriebenen Experiments wird auf den syntaktischen und semantischen Merkmalen der rekonstruierten Fragen und Reaktionen beruhen.

Die Faktorenanalyse soll dabei für jede der zehn Vpn gesondert als sogenannte O-Technik – intraindividuelle Korrelation von Situationen an Merkmalen, vgl. (6) – durchgeführt werden. Die zu korrelierenden Variablen bzw. Situationen sind durch die verschiedenen Intonationen gegeben. Zur Gewinnung der Merkmale wird die Stereotypie (bzw. Originalität) der einzelnen rekonstruierten Fragen und Reaktionen hinsichtlich einer Reihe syntaktischer und semantischer Merkmale quantitativ beurteilt. Durch Auszählen derjenigen Merkmale, welche bestimmte Grade der Stereotypie aufweisen, ergibt sich zu jeder Situation eine Häufigkeitsverteilung. Eine positive Korrelation zwischen zwei Situationen (Variablen, Intonationen) besagt dann, daß sich zu einer bestimmten überdurchschnittlichen Stereotypie (Originalität eines Merkmals in der einen Intonation eine bestimmte überdurchschnittliche Stereotypie (Originalität) des gleichen Merkmals auch in der anderen Intonation mit einem bestimmten Fehler vorhersagen läßt, der in Abhängigkeit von r gegenüber dem Maximum reduziert ist.

Die aus der Matrix aller Korrelationen extrahierten Faktoren müßten mehreren Situationen (Intonationen) gemeinsame Determinanten des Verhaltens der jeweiligen Vp hinsichtlich Syntax und Semantik des zur Intonation konstruierten Kontextes darstellen. Durch Vergleich des Gewichts der Faktoren bei den verschiedenen Intonationen müßten Aufschlüsse über deren funktionelle Ähnlichkeit zu gewinnen sein.

Es ist deutlich geworden, daß bei der O-Technik die Gewinnung von Detailbildern aller einzelnen Vpn angestrebt wird, wobei deren insgesamt geringe Zahl aus Ökonomiegründen in Kauf genommen werden muß und in der Technik der Signifikanzbeurteilung keine Rolle spielt. Nun kann man auch versuchen, ein funktionelles Faktorenprofil der Intonationen auf Grund der Annahme zu gewinnen, daß die kommunikativen Gehalte der Intonationen bei den Vpn derart verschiedene Dispositionen treffen, daß es zu bezeichnenden Leistungsunterschieden im Versuch kommt. Die funktionellen Gemeinsamkeiten zweier Intonationen müßten sich dabei im Wert der

Korrelation der Leistungen an den Vpn niederschlagen. Dieser Wert könnte mit anderen Koeffizienten zusammen faktorenanalytisch verarbeitet werden. Es wäre eine hervorragende Stützung der aus der O-Technik gewonnenen Ergebnisse, wenn eine solche *R-Technik* zu vergleichbaren Faktorenprofilen der Intonationen führen würde. Dazu kommt ein praktisches Argument. Die Hauptauswertung des Experiments erfordert eine geeignete Syntax und Semantik der Alternativfrage und der (im Versuch oftmals lakonischen) Reaktion auf eine Affirmation oder Negation. Ihre Ausarbeitung wird einige Zeit dauern. Das eingangs gestellte Problem, die Entwicklung angemessener phänomenologischer Kategorien zur Erfassung der Intonation, ist zu dringlich, als daß man es bis zum Abschluß der Hauptauswertung ruhen lassen könnte. Wie im einzelnen zu sehen sein wird, setzt seine Inangriffnahme eine wenigstens hypothetische Bestimmung des funktionellen Faktorenprofils der Intonationen voraus.

Die Zahl der Vpn spielt zum Unterschied von der O-Technik bei der Korrelation von Leistungsvariablen an Vpn technisch eine Rolle. Wenn wir die Selbstbenotungen der Vpn im Sinn einer R-Technik (der üblichen Verwendungsweise der Faktorenanalyse) zur Auswertung heranziehen, muß konzediert werden, daß unsere Stichprobe mit 10 Vpn so klein ist, daß etwa ein r erst bei der beachtlichen Größe von 0,63 signifikant von 0 verschieden wird.

$|r| \geq |0,63|$ trifft für gut sechs Prozent der errechneten Korrelationen zwischen verschiedenen Intonationen zu; dabei sollte sich verstehen, daß es ungerechtfertigt wäre, von allen mehr als zufälligen Korrelationen signifikante Werte zu erwarten – z. B. weil das „wirkliche“ (von der Stichprobengröße unbeeinflusste) r bei einer Reihe von Variablenpaaren kleiner sein dürfte als gerade 0,63. Es darf nicht übersehen werden, daß das zugrunde liegende Signifikanzkriterium nicht mehr besagt, als daß der Fehler, welcher in der Ablehnung der gegebenenfalls richtigen Hypothese völliger Unabhängigkeit zwischen zwei Variablen bestehen würde, eine Wahrscheinlichkeit von fünf Prozent hat. Bei zehn Vpn stehen noch für $|r| \geq |0,24|$ die Chancen, einen solchen Fehler erster Art zu begehen, fünfzig zu fünfzig. Gegen den komplementären Fehler einer Annahme der gegebenenfalls falschen Hypothese völliger Unabhängigkeit ist man durch den üblichen Signifikanztest nicht gefeit; die Wahrscheinlichkeit dieses Fehlers zweiter Art wächst sogar mit abnehmender Wahrscheinlichkeit des ersten Fehlers, ohne daß

sich beide Fehlerwahrscheinlichkeiten zu eins addieren und ohne daß sich der Fehler zweiter Art ohne Kenntnis einer Alternativhypothese numerisch bestimmen ließe.

Es gilt also, den hypothetischen Charakter der mitzuteilenden Ergebnisse im Auge zu behalten und dabei nicht zu vergessen, daß die voreilige Leugnung eines statistischen Zusammenhanges ein ebenso schwerwiegender Fehler sein kann wie seine voreilige Unterstellung.

Korrelationen zwischen den Selbstbenotungen hätten schematisch aus den Zahlen der Vpn berechnet werden können, sei es als Produkt-Moment-Korrelationen auf Grund der Besetzung der neun Kombinationsklassen aus Benotungen von Intonation X und Intonation Y (wie viele Vpn haben sich bei X eine 1 und bei Y eine 1, wie viele bei X eine 1 und bei Y eine 2, ... gegeben?), sei es als Rangkorrelationen auf Grund der Differenzen zwischen dem Rang einer Vp in X und Y gemäß ihrer Selbstbenotung. Beides wäre jedoch bedenklich gewesen. Die Größe der entsprechenden Koeffizienten hängt davon ab, wie weit mit einem bestimmten Maß an Überdurchschnittlichkeit der Benotung bei Intonation X ein gleiches Maß an Überdurchschnittlichkeit (Unterdurchschnittlichkeit) der Betonung bei Intonation Y einhergeht.

Derartige Aussagen wären sinnvoll, wenn man in ihnen „Benotung“ entweder durch Leistung oder etwas wie Leistungsprominenz (Leistung der einzelnen Vp bei der Intonation X bzw. Y relativ zu ihrer Leistung bei anderen Intonationen) ersetzen könnte. Im ersten Fall wären die Faktoren (gemeinsame) Determinanten eines gleichsam absoluten Leistungspegels. Demgegenüber stammen die Noten von verschiedenen Beurteilern mit unterschiedlicher Disposition, überhaupt zu Intonationen einen Kontext zu konstruieren. Sie sind damit Ausdruck einer Notgedrungen am Niveau der einzelnen Vp orientierten Leistungsprominenz und für die erste Fragestellung untauglich. Diese Not läuft freilich für unsere Ziele auf eine Tugend hinaus.

Zu den Determinanten einer gleichsam absoluten Leistungshöhe würde auch – vermutlich sogar in erster Linie – die erwähnte allgemeine Disposition der Vpn für die Aufgabe des Experiments gehören. Wir sind aber naturgemäß viel mehr an der kommunikativen Funktion der einzelnen Intonationen interessiert, über die wir bei Benutzung eines absoluten Leistungspegels vermutlich erst aus „höheren“ Faktoren Aufschlüsse bekommen würden. Die Selbst-

benotungen liefern, als Ausdruck der Leistungsprominenz verstanden, gute Ausgangswerte für die Erhellung des spezifischen Charakters der einzelnen Intonation.

Auch bei dieser Deutung können sie allerdings nicht ohne weiteres verrechnet werden. Da die Probanden die Noten 1, 2, 3 mit verschiedenen Häufigkeiten auf die Intonationen verteilten, kann z. B. die Note 1 recht unterschiedliche Leistungsprominenzen der Intonation ausdrücken; bei einer mit Einsen sparsamen Vp bedeutet die 1 ein höheres Niveau über dem eigenen Durchschnitt als bei einer mit Einsen freigebigeren Vp. Es mußte also eine Standardisierung vorgenommen werden, wobei wie bei der Berechnung der Korrelationen aus mathematischen Gründen ausschließlich mit Rangzahlen gearbeitet wurde:

Die der Selbstbenotung innewohnende Rangordnung der je 30 Intonationen nach der Leichtigkeit, mit der die mit ihnen verbundene Aufgabe bewältigt werden konnte, ließ sich nach dem üblichen Verfahren dadurch explizieren, daß alle k-Intonationen, die von einer Vp mit 1 benotet wurden, den gleichen Rangplatz

$$\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k i,$$

alle m-Intonationen mit der Note 2 den gleichen Rangplatz

$$\frac{1}{m} \sum_{i=k+1}^{k+m} i$$

und alle n-Intonationen mit der Note 3 den gleichen Rangplatz

$$\frac{1}{n} \sum_{i=k+m+1}^{30} i$$

erhielten. (Diese Ausdrücke folgen daraus, daß 30 Rangplätze zu vergeben waren, auch wenn faktisch viel schwächer differenziert wurde; die Summe der mehrfach vergebenen gemittelten Rangplätze für gleiche Benotungen ist gleich der Summe der Rangplätze bei perfekter Differenzierung.)

Die Umrechnung hatte folgenden Effekt: Hatte sich eine Vp A beispielsweise 15mal eine 1, 8mal eine 2 und 7mal eine 3 gegeben, so kamen bei ihr die mit 1 benoteten Intonationen gemeinsam auf den Rangplatz 8, die mit 2 bzw. 3 benoteten Intonationen gemeinsam

auf den Rangplatz 19,5 bzw. 27. Bei einer Vp B mit 3 Einsen, 20 Zweien und 7 Dreien kamen die entsprechenden Intonationen demgegenüber auf die Rangplätze 2, 13,5 und 27. Diese Rangzahlen bezeichnen wir als Leistungsprominenzen (einer Intonation bei einer Vp). Erst auf der Grundlage der Leistungsprominenzen wurden die zur Berechnung der Korrelationskoeffizienten benötigten Rangordnungen der zehn Vpn für einzelne Intonationen hergestellt. Wenn sich sowohl die „freigebige“ Vp A als auch die weniger „freigebige“ Vp B bei der gleichen Intonation die Note 1 gegeben haben, wird B jetzt auf Grund ihrer Leistungsprominenz 2 (genauer: auf Grund der Leistungsprominenz 2 der Intonation bei ihr) besser eingestuft als A, bei der die Intonation unter den übrigen Intonationen nur die Prominenz (den Rang) 8 hat. Bei allen Vpn beträgt der Durchschnitt der Leistungsprominenzen 15,5; man sieht, daß die Note 2 bei Vp B eine überdurchschnittliche (13,5), bei Vp A eine unterdurchschnittliche Leistungsprominenz (19,5) ausdrückt.

Die mit der ziemlich groben Klassenbildung bei der Benotung verbundene Unbestimmtheit mußte im Interesse der Spontaneität des Urteils in Kauf genommen werden. Einer Fremdbenotung gegenüber hat die Selbstbenotung den Vorteil, daß die Intention der Niederschrift für niemanden eindeutiger ist als für die Vp; die Selbstbenotung wurde durchaus auch als Kontrollmöglichkeit für die Hauptauswertung eingeführt.

Die Korrelationen wurden nach der Spearmanschen Formel

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{N(N^2 - 1)} \quad (9)$$

berechnet. Für alle N = zehn Paare von Rangzahlen der gleichen Vp bei zwei Intonationen lassen sich Differenzen d_i bilden, deren Quadrate wesentlich die Größe des Koeffizienten bestimmen. ρ hat die gleichen Maximal- und Minimalwerte wie r und kann wie dieses in einer Faktorenanalyse verrechnet werden.

Die Faktorenanalyse soll auf folgende Fragen eine vorläufige Antwort geben:

a) Läßt sich die Variation der zehn Vpn bei einer bestimmten Intonation zu einem erheblichen Prozentsatz auf wenige Faktoren zurückführen, die auch die Variation bei anderen Intonationen bestimmen?

Wir dürfen hoffen, in den Faktoren hypothetische Dimensionen des kommunikativen Gehalts der Intonationen (in ihrer Verbindung mit *ja* bzw. *nein*) erfaßt zu haben. Es sei unterstellt, einer der Faktoren mäge die in der Beantwortung einer Alternativfrage mitschwingende Konzilianz. Dabei ist anzunehmen, daß die Vpn eine unterschiedliche Disposition zur erfolgreichen Bewältigung der mit „konziliannten“ Intonationen verbundenen Versuchsaufgabe haben. Sie werden zwei hoch mit Konzilianz „geladene“ Intonationen X und Y entsprechend ihrer Disposition relativ gleich gut oder schlecht verarbeiten, was tendenziell dazu führt, daß sie gleichermaßen eine relativ gute (schlechte) Leistungsprominenz sowohl für Intonation X als auch für Intonation Y erzielen. („Relativ“ bezieht sich jetzt auf den Durchschnitt der Probanden bei X oder Y.) Auch wenn die beiden Intonationen keiner einzigen Vp im Vergleich zu den anderen Intonationen „liegen“, derart, daß sowohl X als auch Y durchgängig niedrige Leistungsprominenzen haben, ist eine hohe Korrelation möglich. Nach Formel (5) wird das Ausmaß der Korrelation aber nur teilweise durch das Produkt der Gewichtungszahlen für den Faktor „Konzilianz“ bestimmt. Seine Wirkung kreuzt sich mannigfach mit der Wirkung anderer Faktoren. Zur Leistung der Faktorenanalyse gehört es, die übrigen Faktoren ebenso zu isolieren und zu wägen wie den ersten unterstellten und als „Konzilianz“ gedeuteten Faktor. Zu den übrigen Faktoren wird nicht die allgemeine Fähigkeit zur Lösung der Versuchsaufgabe gehören, denn nicht Vorhersagbarkeit der Leistung führt zu einem hohen absoluten Betrag eines Korrelationskoeffizienten, sondern Vorhersagbarkeit der Leistungsprominenz im oben definierten Sinn. Auch eine Vp mit vielleicht geringem Leistungsniveau wird ein Profil der Leistung entwickeln, da ihr bestimmte Gehalte besser liegen werden als andere, und wird dieses Profil in der Selbstbenotung zum Ausdruck bringen.

b) Unterscheiden sich gleiche Intonationen der Wörter *ja* und *nein* hinsichtlich der Faktorenstruktur?

Diese Frage wäre einfach zu beantworten, wenn wir die Faktoren aus einer einzigen Korrelationsmatrix berechnet hätten. Dann hätten die Matrizen jedoch einen Umfang von 3600 Feldern gehabt, zu deren Besetzung am Anfang der Analyse 1770 verschiedene Korrelationskoeffizienten zu berechnen gewesen wären. Da nur ein (nicht programmgesteuerter) elektronischer Tischrechner zur Verfügung stand, war ein solcher Aufwand nicht zu verantworten. Die Analyse

wurde daher für *ja* und *nein* parallel vorgenommen, was zwei Matrizen von immer noch je 900 Feldern und 435 verschiedenen Ausgangs- bzw. Restkorrelationen ergab. Damit kann freilich nicht ohne weiteres unterstellt werden, daß ein an *i*-ter Stelle für die *ja*-Intonationen extrahierter Faktor dem an gleicher Stelle für die *nein*-Intonationen erhobener Faktor entspricht.

c) Wie können die Faktoren gedeutet werden?

d) Schließen sich verschiedene Intonationen infolge Gleichheit der Faktorenstruktur zu Typen zusammen?

e) Weisen in einem oder mehreren Faktoren gleiche Intonationen gemeinsame Produktions- und/oder phänomenale Merkmale auf?

Tabelle I: Gewichtungszahlen und Gemeinsamkeiten bei ja

	a_1	a_2	a_3	a_4	$c^{(1)}$	$c^{(2)}$	$c^{(3)}$	$c^{(4)}$
g	+0,38	-0,53	-0,24	+0,53	0,15	0,43	0,50	0,77
G	+0,44	+0,12	+0,22	+0,37	0,19	0,20	0,25	0,39
sg	+0,06	-0,49	+0,14	-0,06	0,00	0,24	0,26	0,27
Sg	-0,44	-0,65	-0,13	-0,13	0,20	0,62	0,64	0,66
fg	-0,20	-0,51	+0,50	-0,36	0,04	0,30	0,55	0,68
Fg	+0,41	+0,25	-0,07	-0,43	0,16	0,22	0,23	0,41
sG	+0,17	-0,20	+0,17	-0,43	0,03	0,07	0,10	0,29
SG	-0,28	+0,65	-0,43	-0,57	0,08	0,51	0,69	1,00
fG	+0,68	-0,55	-0,18	-0,11	0,46	0,76	0,79	0,81
FG	+0,64	+0,13	+0,48	-0,35	0,41	0,43	0,66	0,78
s	+0,85	+0,23	-0,08	-0,29	0,73	0,79	0,79	0,87
S	-0,50	+0,13	+0,33	-0,61	0,25	0,27	0,38	0,76
gs	+0,92	+0,21	+0,27	-0,19	0,84	0,88	0,96	0,99
Gs	+0,80	+0,25	+0,17	+0,34	0,65	0,71	0,74	0,86
fs	-0,32	-0,31	-0,44	-0,10	0,10	0,20	0,39	0,40
Fs	+0,23	+0,41	-0,65	-0,34	0,05	0,22	0,63	0,75
gS	-0,30	+0,73	+0,19	-0,12	0,09	0,63	0,66	0,68
GS	+0,42	+0,15	-0,11	+0,10	0,18	0,20	0,21	0,23
fS	+0,29	-0,55	+0,20	-0,45	0,08	0,38	0,42	0,63
FS	+0,38	+0,27	-0,60	-0,34	0,15	0,22	0,58	0,70
f	+0,84	+0,24	+0,09	+0,09	0,70	0,76	0,77	0,77
F	-0,67	-0,25	-0,27	+0,33	0,45	0,51	0,58	0,69
gf	-0,32	+0,26	-0,33	-0,31	0,10	0,17	0,27	0,37
Gf	-0,23	+0,45	-0,14	+0,36	0,05	0,26	0,28	0,41
sf	-0,27	-0,22	-0,44	-0,08	0,07	0,12	0,32	0,32
Sf	-0,36	-0,75	+0,28	-0,07	0,13	0,70	0,78	0,78
gF	-0,36	+0,39	+0,55	+0,42	0,13	0,29	0,59	0,77
GF	-0,68	+0,35	-0,11	+0,30	0,46	0,58	0,60	0,68
sF	+0,17	+0,15	-0,44	+0,11	0,03	0,05	0,25	0,26
SF	+0,39	+0,25	+0,28	+0,50	0,15	0,21	0,29	0,54

4. Ergebnisse

In den Tabellen I und II sind die numerischen Ergebnisse der Faktorenanalyse dargestellt. Jede Zeile enthält die Werte für eine Intonation; die Intonationen sind in dem unter 1. beschriebenen Schlüssel notiert.

Dabei sind technisch die zusammengesetzten Versuchseinheiten denjenigen einfachen Versuchseinheiten untergeordnet, deren Verlaufsrichtung der Verlaufsrichtung des zweiten Gliedes der zusammengesetzten Produktion entspricht. Im zweiten Glied und bei den einfachen Intonationen geht immer kurz vor lang, im ersten Glied

Tabelle II: Gewichtszahlen und Gemeinsamkeiten bei *nein*

	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	c ⁽¹⁾	c ⁽²⁾	c ⁽³⁾	c ⁽⁴⁾
g	-0,33	-0,09	+0,75	-0,11	0,11	0,12	0,68	0,69
G	+0,27	-0,20	+0,71	-0,21	0,07	0,11	0,62	0,67
sg	-0,17	+0,45	+0,12	-0,09	0,03	0,23	0,25	0,26
Sg	-0,40	-0,55	-0,60	+0,15	0,16	0,45	0,81	0,84
fg	+0,32	-0,74	-0,13	+0,22	0,10	0,65	0,66	0,71
Fg	+0,71	+0,60	-0,08	+0,11	0,51	0,86	0,87	0,88
sG	-0,20	+0,54	+0,07	+0,46	0,04	0,33	0,33	0,55
SG	-0,16	+0,47	-0,39	-0,17	0,02	0,25	0,40	0,43
fG	-0,36	-0,47	-0,37	+0,08	0,13	0,35	0,48	0,49
FG	-0,66	+0,41	-0,23	-0,44	0,43	0,60	0,65	0,85
s	+0,36	-0,49	+0,21	-0,40	0,13	0,37	0,41	0,58
S	+0,72	-0,33	-0,38	+0,40	0,51	0,62	0,77	0,92
gs	+0,34	+0,14	+0,22	-0,41	0,11	0,13	0,18	0,35
Gs	+0,54	+0,49	+0,54	-0,19	0,30	0,54	0,84	0,87
fs	+0,40	-0,74	-0,17	-0,21	0,16	0,70	0,73	0,78
Fs	-0,29	-0,28	+0,35	+0,12	0,09	0,16	0,29	0,30
gS	+0,51	+0,11	-0,46	+0,40	0,26	0,27	0,48	0,64
GS	+0,70	-0,31	-0,36	-0,19	0,49	0,58	0,71	0,75
fS	+0,50	+0,26	+0,34	-0,58	0,25	0,32	0,44	0,78
FS	+0,50	+0,35	-0,47	+0,16	0,25	0,38	0,59	0,62
f	-0,35	-0,56	+0,31	-0,24	0,12	0,43	0,53	0,58
F	-0,50	+0,19	-0,08	-0,34	0,25	0,28	0,29	0,40
gf	-0,24	-0,69	-0,41	-0,20	0,06	0,53	0,70	0,74
Gf	-0,37	+0,09	+0,48	+0,61	0,14	0,15	0,38	0,75
sf	-0,07	-0,42	+0,13	-0,19	0,01	0,18	0,20	0,23
Sf	-0,78	+0,07	+0,09	+0,37	0,61	0,62	0,63	0,76
gF	-0,22	+0,49	-0,36	-0,42	0,05	0,28	0,42	0,59
GF	-0,71	-0,15	+0,29	+0,29	0,50	0,53	0,61	0,70
sF	+0,40	+0,42	+0,31	+0,46	0,16	0,33	0,43	0,64
SF	+0,27	-0,11	-0,26	+0,35	0,08	0,09	0,15	0,28

„gleich“ vor „ungleich“ (mit kurz vor lang) sowie gleichbleibend vor steigend bzw. fallend, steigend vor fallend. Entsprechend ist auch die Reihenfolge der je drei Zehnergruppen von Versuchseinheiten: g-Einheiten, s-Einheiten, f-Einheiten.

Diese Ordnung wurde gewählt, weil sie bei der gegebenen Verteilung der Tonverläufe auf bestimmte Abschnitte von *ja* und *nein* am ehesten dazu zu führen schien, daß auditiv ähnliche Intonationen nebeneinander zu stehen kamen: bei allen zusammengesetzten Intonationen wurde die erste Verlaufsrichtung auf dem einleitenden Konsonanten [j] bzw. [n], die zweite Richtung auf dem Rest [a:] oder [a] bzw. [aen] realisiert. (Die Verlaufsrichtung ändert sich weder innerhalb des einleitenden Konsonanten noch innerhalb des Restes.) Bei den einfachen Intonationen wurde eine gleichartige Verlaufsrichtung im einleitenden Konsonanten und im Rest intendiert. Intervallsprünge oder „Brüche“ durch abrupten Wechsel des Nachdrucks wurden vermieden. Der vom Steigen oder Fallen berührte Tonhöhenbereich sollte (intentional) eine Oktave umfassen. Seine untere Grenze sollte einer normal-entspannten Lage der Stimme des Experimentators entsprechen (Grundton nach Engel). Die einfachen g-Einheiten wurden auf gleicher Höhe wie der gleichbleibende Abschnitt zusammengesetzter Intonationen mit vorausgehendem Steigen gesprochen. (Um den Vpn Gelegenheit zu geben, sich auf die Intonationsweise des Experimentators einzustellen, war auf dem Tonband vor dem Korpus der Versuchseinheiten ein vom Experimentator gesprochener belletristischer Text stark dialogischen Charakters gespeichert.)

In den ersten vier Ergebnisspalten stehen die Gewichtszahlen der vier extrahierten Faktoren, in den letzten vier Ergebnisspalten die mit jeweils j-Faktoren erreichten Gemeinsamkeiten $c^{(j)}$, also die mit jeweils j-Faktoren erzielte Summe der Gewichtszahlenquadrate als Ausdruck des bereits durch j-Faktoren bestrittenen Anteils der Variation der Leistungsprominenz bei einer Intonation. Die Gewichtszahlen, denen ein überdurchschnittlicher Variationsanteil $[a_1]^2$ entspricht, sind durch Kursivdruck markiert.

Zur schnelleren Orientierung über den Inhalt der Tabellen wurden in den Fig. 1 und 2 die Gemeinsamkeiten als Funktion der Werte

$$b_x^{(j)} = \sum_{i=1}^j a_i^{(x)} \quad (10)$$

dargestellt.

Die Werte $b^{(j)}$ – parallel den Summen der Gewichtszahlenquadrate gebildete Summen der Gewichtszahlen selbst – haben an sich keinen Aussagewert. (Sie werden daher auch nicht tabellarisch aufgeführt.) Doch gewinnt man durch sie in der graphischen Darstellung zusätzlich zur Veranschaulichung des auf der senkrechten Achse des Koordinatensystems abgetragenen Wachstums der Gemeinsamkeit ein Bild von der Vorzeichenstruktur der Faktoren in den einzelnen Variablen. Verbindet man für jede Variable die aufeinanderfolgenden Punkte mit den Koordinaten $(b^{(j)}; c^{(j)})$ durch Geraden, entsteht ein Linienzug, in dem die vom Ursprung des Systems gezählte i -te Strecke zwischen zwei Punkten dem i -ten Faktor entspricht. Der Übersichtlichkeit halber wurden die Faktoren mit ungerader Ordnungszahl zugeordneten Strecken ausgezogen, die Faktoren mit gerader Ordnungszahl zugeordneten Strecken unterbrochen gezeichnet. Der Linienzug einer Variablen ist rechtsgerichtet, wo die Gewichtszahl eines Faktors positiv ist, linksgerichtet bei negativer Gewichtszahl. Wechselt bei zwei aufeinanderfolgenden Faktoren das Vorzeichen der Gewichtszahl von positiv nach negativ, so wendet der Linienzug nach links, bei umgekehrtem Vorzeichenwechsel von links nach rechts. Laufen zwei Linienzüge für einen Faktor parallel, hat der Faktor bei beiden Intonationen das gleiche Vorzeichen. Ist der Anstieg zweier Linienzüge für einen Faktor gleich steil (flach), so ist das Gewicht des Faktors bei beiden Intonationen gleich hoch (niedrig).

4.1 Erklärungswert der Faktoren

Die Analyse wurde bis zur Extraktion von vier Faktoren geführt. Nach Formel (6) hätten sich maximal 22 Faktoren ermitteln lassen. Auch bleiben in der vierten Restkorrelationsmatrix Werte, die eine Fortsetzung der Analyse rechtfertigen würden. Wiederum war jedoch zu bedenken, daß der Aufwand im Verhältnis zum notgedrungen vorläufigen Charakter der Analyse nicht zu groß werden durfte.

Man ersieht aus der Höhe der Linienzüge in den Abbildungen, daß durch die vier Faktoren im Durchschnitt bereits ein beträchtlicher Anteil der Variabilität erfaßt wird, jedenfalls mehr als im Verhältnis zur theoretischen Maximalzahl von 22 vermutet werden könnte.

Berechnet man den durchschnittlichen Wert $c^{(4)}$ der Gemeinsamkeit

Faktorenstruktur der Intonation von ja:

Abb. 1.1

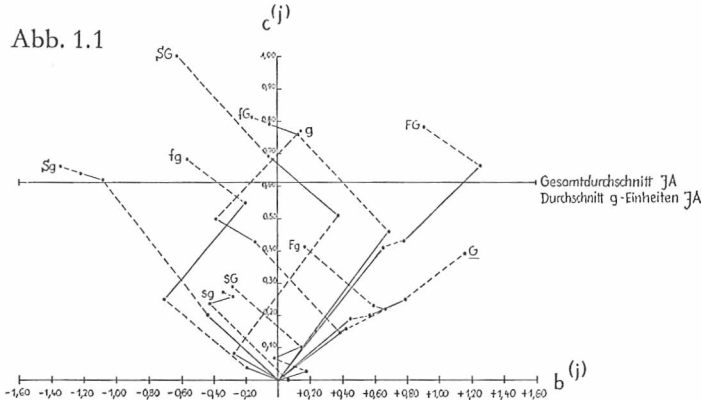


Abb. 1.2

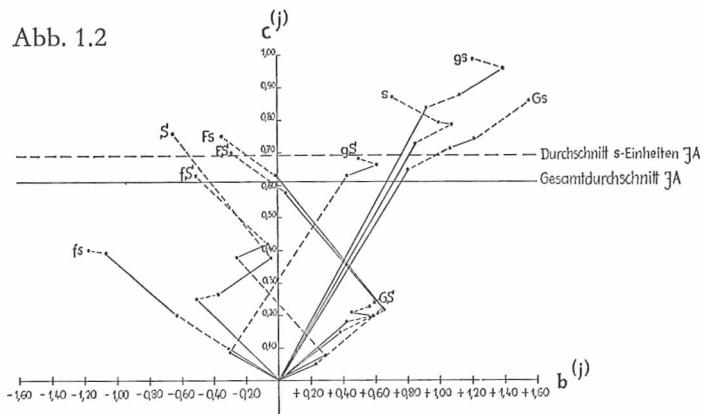
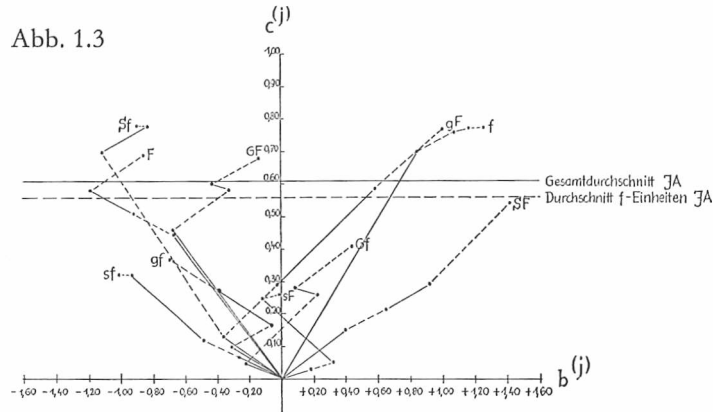
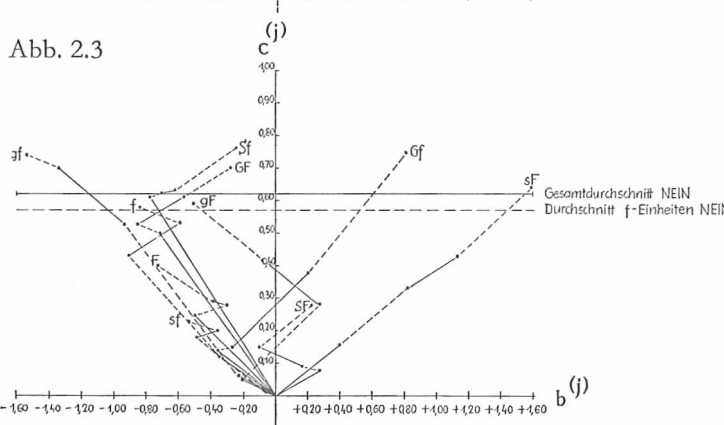
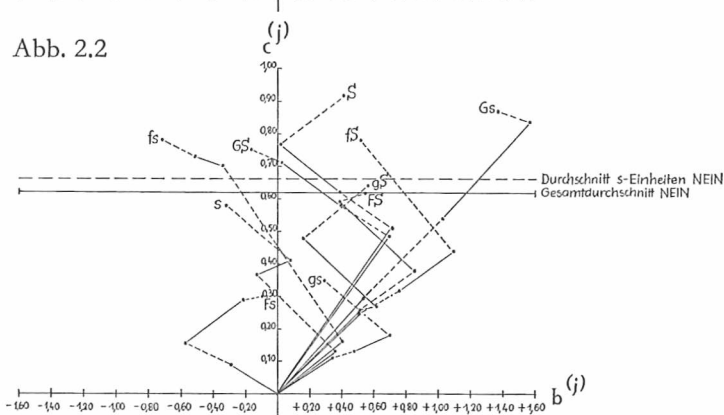
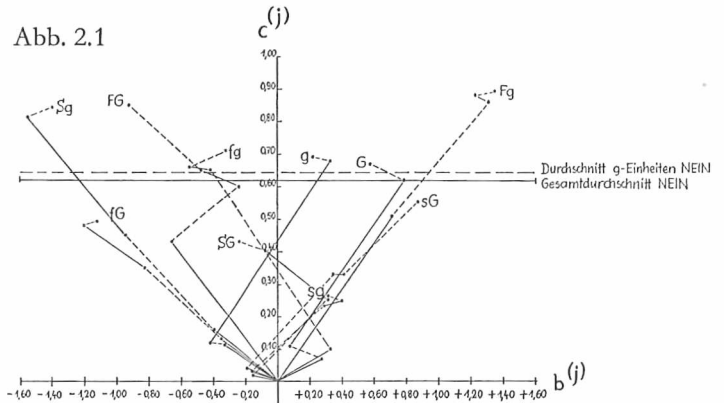


Abb. 1.3



Faktorenstruktur der Intonation von *nein*:



für alle vier Faktoren sowie – als eine Art Aufschlüsselung dazu – die durchschnittlichen Werte $\overline{[a_i]^2}$, so ergibt sich das Bild von

Tabelle III: Durchschnittliche Variationsanteile

	$c^{(4)}$	$\overline{[a_1]^2}$	$\overline{[a_2]^2}$	$\overline{[a_3]^2}$	$\overline{[a_4]^2}$
<i>ja</i>	0,61	0,24	0,16	0,11	0,11
g-Einheiten	0,61	0,17	0,21	0,09	0,14
s-Einheiten	0,69	0,31	0,14	0,13	0,11
f-Einheiten	0,56	0,23	0,14	0,11	0,09
<i>nein</i>	0,62	0,20	0,18	0,14	0,10
g-Einheiten	0,64	0,16	0,23	0,18	0,06
s-Einheiten	0,66	0,26	0,15	0,14	0,12
f-Einheiten	0,57	0,20	0,14	0,09	0,14

Die vier Faktoren kommen im Durchschnitt für knapp zwei Drittel der Variabilität (Leistungsprominenz) bei *ja* und bei *nein* auf, woran der erste Faktor bei *ja* mit einem Viertel, bei *nein* mit einem Fünftel, der zweite Faktor bei *ja* mit einem Sechstel, bei *nein* mit einem knappen Fünftel, der dritte und vierte Faktor bei *ja* mit je einem guten Zehntel, bei *nein* mit einem Siebentel und einem Zehntel beteiligt sind. Entsprechend deutet man die Angaben für die g-, s- und f-Intonationen. Wie die graphischen Darstellungen zeigen, ist der Wert der Gemeinsamkeit und der Anteil der einzelnen Faktoren bei verschiedenen Intonationen teilweise recht unterschiedlich.

4.2 Faktorenstruktur bei gleichen Intonationen von ja und nein

Voraussetzung eines Vergleichs der Faktorenstrukturen von Bejahung und Verneinung sollte die Identität der extrahierten Faktoren sein. Die Durchschnittswerte der Tabelle III und der globale Eindruck von den einander entsprechenden Abbildungen bei *ja* und *nein* stehen der Auffassung, daß die Faktoren aus den parallelen Analysen gleiches messen, zumindest nicht entgegen. Zwingend geht diese Annahme aus den Ergebnissen allerdings nicht hervor. Die ähnlichen Durchschnittswerte und Gesamtbilder kommen zum Teil auf recht unterschiedliche Weise zustande.

Mangels einer zwingenden Alternative gehen wir dennoch von der Annahme einer Identität der Faktoren aus, was auch dann nicht ungerechtfertigt wäre, wenn die Variationsanteile stärker voneinander abweichen würden: eine Abhängigkeit der Funktion der Intonationen vom bejahenden oder verneinenden Charakter des Into-

nierten wurde von vornherein erwartet. (Aus diesem Grunde haben wir auch die Vorzeichen der Gewichtszahlen in die Erwägungen zur Identität der Faktoren nicht einbezogen.) Die Identitätsannahme wird bei einer inhaltlichen Deutung der Faktoren weiter plausibel zu machen sein.

Betrachten wir nun zur Beantwortung der eigentlichen Frage dieses Abschnitts die Gewichtszahlen gleicher Intonationen von *ja* und *nein* mit ihren Vorzeichen. Was besagt das negative Vorzeichen einer Gewichtszahl? Nach den Gleichungen (8) ist die Größe der Gewichtszahl der Summe oder dem Durchschnitt der Korrelationen proportional, die zwischen einer Variablen und allen übrigen Variablen bestehen. Je mehr die positiven Korrelationen in der betreffenden Spalte die negativen Korrelationen überwiegen, desto größer wird die positive Gewichtszahl absolut ausfallen. Die Voraussetzungen der Reflexion implizieren umgekehrt, daß die negativen Korrelationen der Variable mit anderen Variablen die positiven überwiegen; die Reflexion selbst führt dazu, daß die negative Gewichtszahl absolut um so größer ausfällt, je stärker negativ die Korrelationen im Durchschnitt sind. Nach unserer Annahme der spezifischen Dispositionen kommen negative Korrelationen wie folgt zustande:

Gegeben sei eine Intonation Z, in der die Schroffheit einer Bejahung oder Verneinung zum Ausdruck gebracht wird, also das Gegenteil von Konzilianz. (Das Beispiel ließe sich auch für Merkmale durchführen, die sich sprachlogisch nach Anwesenheit–Abwesenheit polarisieren lassen.) Wenn wir jetzt die Korrelation von Z mit einer konzilianten Intonation X bestimmen, so werden wir tendenziell einen negativen Koeffizienten erhalten. Die Vpn mit einer besonderen Disposition für Konzilianz werden *ceteris paribus* für X eine gute, für Z eine schlechte Leistungsprominenz erzielen, die Vpn mit einer besonderen Disposition für Schroffheit umgekehrt für X eine schlechte und für Z eine gute. Je weniger andere Faktoren an der Determination der Leistungsprominenz beteiligt sind, desto eher kann man aus gutem Abschneiden bei X schlechtes Abschneiden bei Z voraussagen und umgekehrt. Wenn nun auch die Variablen Y, R, S . . . stark mit Konzilianz geladen sind, also für Y und Z, R und Z, S und Z . . . dasselbe gilt wie für X und Z, wird die Spaltensumme Z negativ ausfallen, und es wird sich voraussetzungsgemäß eine negative Gewichtszahl des Faktors „Konzilianz“ ergeben. Man beachte, daß die positiven Korrelationen der Variable Z mit anderen „schroffen“

Intonationen K, L, ... in beliebigen Phasen des Gesamtprozesses der Reflexion von sich aus in Spalte Z das Vorzeichen umkehren: Irgendwann müssen auch die Spalten *und Zeilen* K, L, ... wie die Spalte (und Zeile) Z reflektiert werden. Geschieht das vor Reflexion von Z, werden positive Koeffizienten zu negativen, geschieht es nach Reflexion von Z, negative zu positiven, was auf dasselbe, die Erhöhung der positiven Spaltensumme und damit des absoluten Betrages der negativen Gewichtszahlen von Z, hinausläuft. Bei negativer Gewichtszahl einer Variablen (Intonation) wirkt sich eine Disposition für den bei positiver Ladung anzusetzenden kommunikativen Gehalt hemmend auf die Leistungsprominenz aus.

Wir können die Deutung riskieren, daß die kommunikative Funktion der negativ geladenen Intonation in der Vermittlung eines Gehalts besteht, der die – wie immer geartete – Negation des bei positiver Ladung anzusetzenden kommunikativen Gehalts einer Intonation darstellt.

Mit diesen Überlegungen hängt zusammen, daß man die Gewichtszahlen als Korrelationskoeffizienten auffassen kann; sie messen die Korrelation der Variable mit dem jeweiligen Faktor und können dementsprechend zwischen $+1$ und -1 variieren.

Die positive Gewichtszahl einer Variablen bzw. Intonation von *ja* oder *nein* besagt also, daß bei allfälliger Kenntnis der quantitativen Ausprägungen eines Faktors als Determinante der Leistungsprominenz mit einer bestimmten Reduzierung des Schätzfehlers aus hochgradigen bzw. positiven Ausprägungen der Determinante in einer Vp auf hochgradige Prominenz der Leistung geschlossen werden kann und umgekehrt. (Für die Ausbaufähigkeit unseres Experiments als Persönlichkeitstest gibt es auch andere Hinweise.)

Die Korrelation zwischen den Faktoren ist 0. Die Faktoren können als Dimensionen oder Achsen eines Koordinatensystems betrachtet werden. Aus n Faktoren ergibt sich ein n -dimensionales Koordinatensystem, in dem jede Variable durch einen Punkt mit den Koordinaten ihrer n Gewichtszahlen und die Gewichtszahlen (Korrelationen mit den Achsen) selbst durch Werte einer Winkelfunktion repräsentiert sind.

Bei mehr als zwei Faktoren wird diese Darstellungsweise schnell unhandlich, weshalb wir darauf verfielen, die Gemeinsamkeiten über den Gewichtszahlensummen abzutragen. Auf eine Rotation der Achsen (um gegebenenfalls den Wert bestimmter Faktoren auf

Kosten anderer Faktoren zu erhöhen und dadurch bei erhaltenem c⁽ⁱ⁾ die Interpretation zu erleichtern) glaubten wir verzichten zu können, weil es unwahrscheinlich sein dürfte, daß eine „Verbesserung“ der Achsenlage für ein bestimmtes Paar von Faktoren auch zu einer Verbesserung für die vier übrigen Faktorenpaare führt, welche die zunächst rotierten Faktoren mit den restlichen beiden Faktoren bilden. Die bisweilen benutzten schiefwinkligen Koordinatensysteme scheinen uns die Pointe der Methode zu verfehlen, obwohl und weil sie unter Umständen die Benennung der Faktoren erleichtern. Uns liegt gerade daran, gegenüber den korrelierten Begriffen der Alltagssprache unabhängige Beschreibungsdimensionen zu gewinnen, auch wenn wir sie nicht anders als etwa mit griechischen Buchstaben bezeichnen könnten.

Bei unseren Ergebnissen weichen die Vorzeichenstrukturen der gleichen Intonationen von *ja* und *nein* teilweise beträchtlich voneinander ab. Teilt man die Gewichtszahlen pragmatisch in die drei Klassen

$$\begin{array}{ll} +a \geq +0,25 & \text{positive Determination} \\ +0,25 > \circ a > -0,25 & \text{neutral} \\ -a \leq -0,25 & \text{negative Determination} \end{array}$$

ein und ordnet alle Intonationen den Kombinationsklassen

$$\begin{array}{cccc} +a & +a & +a & +a \\ 1 & 2 & 3 & 4 \\ +a & +a & +a & -a \\ 1 & 2 & 3 & 4 \\ \dots & & & \\ \circ a & \circ a & \circ a & \circ a \\ 1 & 2 & 3 & 4 \end{array}$$

zu, so fallen keine zwei gleichen Intonationen für *ja* und *nein* in dieselbe Kombinationsklasse.

Dieses Bild ändert sich kaum, wenn man die Übereinstimmung auf Grund der Differenz der Gewichtszahlen beurteilt. Wiederum pragmatisch sei festgesetzt, daß zwei Gewichtszahlen zwischen *ja* und *nein* als abweichend gewertet werden, wenn ihre Differenz größer oder gleich $|0,50|$ ist.

Für die einschlägigen Signifikanzüberlegungen spielt eine Rolle, daß die Gewichtszahlen Korrelationen des jeweiligen Faktors mit den Variablen der Selbstbenotung sind, wobei auch zwischen den Variablen bei *ja* und *nein* wegen partieller Gleichheit der Faktorenstruktur eine Korrelation bestehen kann. In derartigen Fällen wird

eine Differenz früher signifikant als bei Unabhängigkeit der mit einer dritten (hier dem Faktor) verglichenen Variablen. Wir haben uns die Mühe erspart, die Signifikanz jeder einzelnen Differenz zu beurteilen. Folgende Angaben mögen eine Vorstellung von der Größenordnung der Signifikanz geben:

Die Korrelation zwischen den Selbstbenotungen gleicher Intonationen von *ja* und *nein* kann im Durchschnitt mit $+0,54$ angesetzt werden. Diese Schätzung beruht auf einer Produkt-Moment-Korrelation der durchschnittlichen Leistungsprominenzen für *ja* und *nein* an den Intonationen. Entsprechend einem in (11) dargestellten Verfahren ist das Wahrscheinlichkeitskriterium für die Signifikanz in unserem Fall eine Funktion der Größe

$$t = \frac{(a_{ja} - a_{nein}) \sqrt{(N-3) (1 + r_{ja, nein})}}{\sqrt{2 (1 - a_{ja}^2 - a_{nein}^2 - r_{ja, nein}^2 + 2 a_{ja} a_{nein} r_{ja, nein})}} \quad (11)$$

Wie man durch Umformung des Nenners zeigen kann, hängt die Größe von t nicht nur von der absoluten Differenz, sondern auch von der Summe der verglichenen Gewichtszahlen ab. Bei $N = 10$ und $r_{ja, nein} = +0,54$ erhalten wir für markante Differenzen und Summen der Gewichtszahlen die in Tabelle IV zusammengestellten Lösungen der Gleichung (11). In der Tabelle sind neben den Werten von t die zugehörigen Irrtumswahrscheinlichkeiten P für die sieben Freiheitsgrade unseres Problems angegeben.

Tabelle IV: Lösungen von Gleichung (11) für bestimmte Differenzen und Summen verglichener Korrelationen

Differenz	0,40	0,50	0,60
Summe			
0	1,21 0,5 > P > 0,25	1,61 0,25 > P > 0,1	2,12 0,1 > P > 0,05
$\pm 0,50$	1,27 P \sim 0,25	1,71 0,25 > P > 0,1	2,27 0,1 > P > 0,05
$\pm 1,00$	1,55 0,25 > P > 0,1	2,16 0,1 > P > 0,05	3,09 0,02 > P > 0,01

Die Größe von P ist das Maß für die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers erster Art, also für die fälschliche Unterstellung eines systematischen Unterschieds.

Nach unserem Kriterium besteht nur bei den drei Intonationen Sg, SG, GS in keinem Faktor eine hinreichend große Abweichung. Dabei ergibt ein Blick in die Tabellen I und II, daß die numerischen

Unterschiede auch bei diesen Intonationen nicht gerade unbeträchtlich sind.

Hinsichtlich der partiellen Übereinstimmung zwischen *ja* und *nein* (absolute Differenz kleiner als 0,50) findet man:

- 18 Intonationen stimmen in 3 Faktoren überein,
- 2 Intonationen stimmen in 2 Faktoren überein,
- 4 Intonationen stimmen in 1 Faktor überein,
- 1 Intonation stimmt in keinem Faktor überein.

Selbst wenn wir also große Wahrscheinlichkeiten des Fehlers zweiter Art in Kauf nehmen, müssen praktisch bei allen Intonationen unseres Experiments für *ja* und *nein* (mehr oder weniger) verschiedene Faktorenstrukturen konstatiert werden.

Auch ergab sich kein Faktor, der mehr als partiell für *ja* und *nein* übereinstimmend ausgefallen wäre:

Faktor I stimmt nach dem Differenzkriterium bei 20 Intonationen überein,

Faktor II bei 20 Intonationen,

Faktor III bei 19 Intonationen,

Faktor IV bei 19 Intonationen.

Die Häufungen übereinstimmender Gewichtszahlen in bestimmten Klassen von Intonationen – im ersten Faktor besteht bei den f-Einheiten nur für f selbst keine Übereinstimmung – gehören in den Zusammenhang der inhaltlichen Deutung. Festzuhalten bleibt, daß sich der kommunikative Gehalt der untersuchten Intonationen aller Wahrscheinlichkeit nach erst im Zusammenspiel mit der verbal vermittelten Bedeutung ausprägt. Daß Faktoren gleicher Ordnung bei *ja* und *nein* gleiches messen, ist zugestandenermaßen nur eine Annahme. Unsere abschließende Behauptung bleibt jedoch auch im Hinblick auf den Fall wahr, daß die Faktoren bei *ja* und *nein* verschieden gedeutet werden müßten: Es ist nicht wahrscheinlich, daß die „Inhalte“ der Faktoren dann genau derart abweichen würden, daß sich bei gemeinsamer Analyse überwiegend übereinstimmende Gewichtszahlenmuster für Bejahung und Verneinung ergeben müßten. Die Einzelanalysen nach der O-Technik werden Gelegenheit bieten, in diesem Punkt Klarheit herbeizuführen.

4.3 Vorschläge für die Deutung der Ergebnisse

Wir müssen die ausführliche Darstellung hier abbrechen. Das mathematische Verfahren und die unmittelbare Bedeutung der nume-

rischen Ergebnisse sind eingehend besprochen, der Grund für eine in ständiger Diskussion voranzutreibende Deutung ist gelegt.

Verfasser möchte nicht versäumen, für eine solche Diskussion auch stärker inhaltlich bestimmten Stoff zu liefern, indem er a) eine inhaltliche Deutung der Faktoren und b) ein phänomenologisches Kategoriensystem für die 30 Intonationen vorschlägt, in welchem an die Stelle von gleichbleibend, steigend und fallend teilweise andere Metaphern treten. Da wir uns versagen müssen, die mannigfachen, mehr oder weniger erfolgreichen und sicheren Beziehungstiftungen in der Faktorentabelle oder auch die introspektiven Überlegungen nachzuzeichnen, auf denen diese Vorschläge beruhen, ist mit ihnen die Bitte verbunden, nichts unversucht zu lassen, sie vom Material her anzufechten.

a) Inhaltliche Deutung der Faktoren

Bei der Deutung der Faktoren gilt es zu berücksichtigen, daß die Intonationen im Versuch als Antworten auf Alternativfragen deklariert waren. In anderen Situationen werden die gleichen Intonationen der Wörter *ja* und *nein* unter Umständen andere Gehalte übermitteln.

Wir schlagen die folgende Interpretation vor, wobei die (kursive) Hauptcharakteristik in den beiden letzten Spalten der Übersicht für alle Intonationen der entsprechenden Ladung gelten soll, während die darunter gesammelten Eigenschaften nicht notwendig allen einschlägigen Intonationen zukommen und teilweise auch nicht unabhängig von Eigenschaften sind, die bei anderen Faktoren aufgeführt werden. Die Deutung der Faktoren wird gegenwärtig experimentell rückgetestet.

b) Reorganisation des Versuchskorpus nach phänomenologischen Gesichtspunkten

Eine Beziehung der Faktoren zu den Produktionsmerkmalen der Intonationen besteht nur bedingt. Gewiß ist z. B. der Rechtsdrall der s-Einheiten in Figur 1.2 und 2.2 und der Linksdrall der f-Einheiten in Figur 1.3 und 2.3 nicht zufällig. Angesichts der schon nicht mehr als Ausnahme zu wertenden Paradoxie, daß bei *ja* f eine positive, S dagegen eine negative Gewichtszahl für den ersten Faktor hat, verbietet es sich aber, den ersten Faktor als s-f-Faktor zu betrachten.

Faktor:	Bezeichnung:	kommunikativer Gehalt einer Intonation mit positiver Ladung:	kommunikativer Gehalt einer Intonation mit negativer Ladung:
I	Perspektive	<i>prospektiv</i> „interrogativ“, „progressient“ oder „terminal“ (v. Essen, 2), mit Tendenz nach vorn: Neues erwartend, erheischend, in Aussicht stellend, aufgeschlossen, interessiert	<i>retrospektiv</i> „interrogativ“, „progressient“ oder „terminal“ mit Tendenz nach rückwärts oder zum Beharren: auf Bekanntes zurückverweisend, etwas zu bedenken gebend, desinteressiert, resignierend
II	Identifikation	<i>sich mit der Sache identifizierend</i> bereitwillig, entgegenkommend, treuherzig	<i>reserviert</i> zurückhaltend, skrupelhaft, abwartend, befremdet
III	Involviertheit	<i>souverän</i> kategorisch, gelassen, herablassend, gönnerhaft	<i>sich auf etwas einlassend</i> verbindlich, Brückenbauend, gereizt, „involved“, engagiert
IV	Seriosität	<i>dringlich</i> alarmierend, „erhobener Zeigefinger“, (dick) auftragend	<i>relativierend</i> nonchalant, augenzwinkernd, ironisierend, herabspielend

Die Faktoren stellen auch keine Radikale der phänomenalen Präzenz der Intonationen dar, was auch kaum zu erwarten war. Wichtig für das Problem der phänomenologischen Kategorien ist unser Ergebnis insofern, als ein Inventar elementarer Intonationsgestalten nicht stärker ökonomisiert werden kann, als die funktionelle Differenzierung es zuläßt. Es muß in anders gezielten Untersuchungen geklärt werden, ob ein gegebenes phänomenologisches Kategoriensystem für die formale auditive Transkription der Intonation tauglich ist; das notwendige Minimum der Differenzierung hängt von der kommunikativen Funktion ab.

So hypothetisch unsere Ergebnisse sein mögen, es scheint doch aus ihnen zu folgen, daß das „Alphabet“ der elementaren Tonlagen (13) keinen wesentlich geringeren Umfang als 30 Einheiten haben darf: Es gibt auch innerhalb der Tabellen von *ja* und *nein* praktisch keine zwei Intonationen mit gleicher Faktorenstruktur, sondern nur partielle Gleichheit.

Man wird mit Recht zu bedenken geben, mit dem eingangs betonten Unterschied zwischen spontanem Hören und Abhören zu Transkriptionszwecken möchte der Ausweg verbunden sein, auch phänomenal eine Synthese aus Teilen zuzulassen. Das ist jedoch nur bis zu dem Punkte möglich, an dem die zu Gebote stehenden Kategorien – hier namentlich die Hoch-Tief-Metaphorik – aufhören, spontan auf das auditive Erlebnis anwendbar zu sein.

Diese Grenze wird nach unseren Erfahrungen bei den langen Intonationen erreicht. Es dürfte durchaus vermeidbar sein, Elementargrößen GS, GF, ... neben G, S und F einzuführen. gS und Sg sind bereits atomar, im Sinne unmittelbarer auditiver Evidenz nicht aus g und S zusammengesetzt. Was g, s und f betrifft, gehört ein beträchtliches Maß an Gewaltbarkeit dazu, auditiv eine in der Zeit sich vollziehenden Bewegung der Tonhöhe zu unterstellen.

Es ist ein heikles und von unfreiwilliger Komik nicht freizuhaltendes Geschäft, einen Ersatz vorzuschlagen:

<i>A. Statische Tonlagen – einsilbig</i>	(Produktionsmerkmale)
1. Dreh	fs
2. Hang	f
3. Hub	sf
4. Knick	fg
5. Ruck	g
6. Schub	gs
7. Schwung	sg
8. Sprung	gf
9. Stand	s
<i>B. Dynamische Tonlagen</i>	
<i>B.1 Einfache dynamische Tonlagen</i>	
<i>B.1.1 Reine dynamische Tonlagen – einsilbig</i>	
10. steigend	S
11. fallend	F
12. schwebend	G
<i>B.1.2 Tonlagen mit Vorschlag – einsilbig</i>	
13. steigend mit Prallvorschlag	gS
14. steigend mit Gleitvorschlag	fS
15. fallend mit Prallvorschlag	gF

16. fallend mit Gleitvorschlag	sF
17. schwebend mit Prallvorschlag	sG
18. schwebend mit Gleitvorschlag	fG
<i>B.1.3 Vorhalt-Tonlagen – bedingt ein- oder zweisilbig</i>	
19. Steigvorhalt mit Stakkato	Sg
20. Steigvorhalt mit Sforzato	Sf
21. Fallvorhalt mit Stakkato	Fg
22. Fallvorhalt mit Sforzato	Fs
23. Schwebevorhalt mit Stakkato	Gs
24. Schwebevorhalt mit Sforzato	Gf

B.2 Zusammengesetzte dynamische Tonlagen – mehrsilbig

z. B. [10+12]	SG
---------------	----

Wieweit dieses System mit Gewinn lehrbar ist – sicher wird es dazu mancher Verbesserung bedürfen –, muß experimentell geklärt werden. Was seinen Umfang betrifft, hegen wir die Hoffnung, daß dieser bei Berücksichtigung weiterer Intonationsmerkmale nicht wesentlich vergrößert zu werden braucht, jedenfalls wohl nicht proportional der Zahl noch zu untersuchender Parameter. Die Wahl der Metaphorik zielt bereits ein wenig auf eine universellere Anwendbarkeit des Systems – vorausgesetzt, daß dadurch keine Unterschiede der kommunikativen Funktion eingegeben werden.

Literaturverzeichnis

1. Bethge, W.: Phonometrische Untersuchungen zur Sprachmelodie, Zeitschrift für Phonetik 6, 1952, S. 229–247
2. v. Essen, O.: Grundzüge der hochdeutschen Satzintonation, Ratingen 1956.
3. Haseloff, O. W., und Hoffmann, H. J.: Kleines Lehrbuch der Statistik für Naturwissenschaftler, Mediziner, Psychologen, Sozialwissenschaftler und Pädagogen, 2. Aufl. Berlin 1965.
4. Höffe, W. L.: Über die Beziehungen von Sprachmelodie und Lautstärke, untersucht an den physikalischen Übertragungsvorgängen ausdrucksgefüllter Sprachäußerungen. Phonetica 5, 1960, S. 129–159.
5. Ders.: Gesprochene Sprache. Ges. Beiträge zur Phonetik, Sprechkunde und Sprecherziehung, Ratingen 1965.
6. Hofstätter, P. R.: Einführung in die quantitativen Methoden der Psychologie, München 1953
7. International Society of Phonetic Sciences: I. Kolloquium Rothenberge: Auditive Erfassung der Intonation, in: Gesprochene Sprache, Forschungsbericht 7 der Deutschen Forschungsgemeinschaft, Wiesbaden 1966

8. Isačenko, A.V. und Schädlich, H.-J.: Untersuchungen über die deutsche Satzintonation (= *Studia Grammatica* VII), Berlin 1966.
9. Maack, A.: Formen des Melodieverlaufs neuhochdeutscher Laute. *Archiv für vergleichende Phonetik* 3, 1939, S. 27–37.
10. Ders.: Melodiewinkel und Einsatztonhöhe. *Phonetica* 1, 1957, S. 216 bis 229.
11. Mittenecker, E.: Planung und statistische Auswertung von Experimenten, 6. Aufl. Wien 1966.
12. Moulton, W. G.: *The sounds of English and German*, Contrastive Structure Series, Chicago (Illinois) 1962.
13. Richter, H.: Anleitung zur auditiv-phänomenalen Beurteilung der suprasegmentellen Eigenschaften sprachlicher Äußerungen; in: *Gesprochene Sprache*, Forschungsbericht 7 der Deutschen Forschungsgemeinschaft, Wiesbaden 1966.
14. Zwirner, E., und Zwirner, K.: Über Hören und Messen der Sprachmelodie. *Archiv für vergleichende Phonetik* 1, 1937, S. 35–47.